

中国産業連関表による製造業部門の技術進歩の計測

白砂堤津耶・森脇祥太

はじめに

本研究の目的は、中国産業連関表から作成された産業部門別のパネル・データ（1987－95年）を使用し、Basu [1996] が提示した生産関数によって、製造業（工業）部門の「真の技術進歩」を計測することである。Basu の方法を用いるメリットは、途上国では一般に困難をともし、生産要素（とくに資本）の推計を行うことなく、生産構造の分析や技術進歩の計測が正確にできる点にある。この点は、中国のようにデータ制約の強い途上国においては、大きなメリットである。

1980年代以降、中国経済は年率10%前後の高成長を持続しており、日本、台湾、韓国等を含んだ東アジア地域の成長の中心として経済的存在感を高めている。中国のような発展途上国の経済発展を牽引するセクターは製造業部門であり、1次産業から2次産業への産業構造の転換を意味する「工業化」が経済発展に重要な役割を果たすことは、異論をはさむ余地のないところであろう¹。

製造業の高成長を持続するためには、労働や資本の高いレベルでの投入と同時に、技術進歩の持続あるいは加速が必要となる。しかし、Kim and Lau [1994] は、香港、シンガポール、韓国、台湾等の東アジアの経済成長は、アメリカ、フランス、イギリス等の先発諸国と比較して、資本増加の寄与率が技術進歩の寄与率を上回る可能性があるとしており、Krugman [1994] による、東アジアの高成長は労働や資本等の増加に依存した「投入依存型」の成長であり、収穫逦減法則によってやがてその成長は停滞するとした指摘を裏づけする内容となっている。ち

1 加藤・陳 [2002] は、1978年以降、中国において非1次産業の生産性の上昇と「工業化」の進展を意味する激しい産業構造の変化が並行して現れたとしている。

なみに、1980～90年における中国の投資効率、アジアの発展途上国中、最も低い水準にとどまっており、「投入依存型の成長」の可能性を示している²。

さて、本研究において中国製造業の技術進歩を計測する意義は、まず第一に、中国の経済発展において重要な役割を果たしている、製造業部門の成長パフォーマンスを実証的に分析することにある。第二に、東アジアの多くの発展途上国で観察された「投入依存型の成長」が、中国製造業の成長パターンにおいても、存在するか否かを確認することである。中国製造業の成長パターンを確認することは、開発論上重要なテーマである。

1. 先行研究

ここでは、中国経済を対象に技術進歩を計測し、その成長要因を確認した先行研究をサーベイすることによって、われわれの研究のベンチマークとしたい。

江崎・孫 [1998]、Ezaki and Sun [1999] は、1981～95年について、全経済、地域（東部、中部、西部の3地域）、各省・直轄市・自治区を対象としたGDPレベルの成長会計分析を行い、技術進歩を計測し、各生産要素の成長への寄与率を推計した。その結果、全経済においては、実質GDPの成長に最も大きく貢献しているのは資本ストックの成長であり、計測期間においてその寄与率は50%に達している。一方、技術進歩の寄与率は37%であり、この結果は稼働率を考慮した場合においても、ほとんど変化しない³。しかし、計測期間を1991～95年に限定した場合では、資本ストックの成長の寄与率は41%、技術進歩の寄与率は50%となり、技術進歩の寄与率が資本ストックの寄与率を上回る結果となっている。ただし、稼働率を考慮した場合は、資本ストックの寄与率が51%、技術進歩の寄与率が31%となり、その結果は、全期間（81～95年）を対象とした結果とほとんど変わらない。

中兼 [1999] は、1952～95年のマクロ時系列データ（一橋大学経済研究所と中国国家统计局の共同推計のデータ）を使用して、GDPレベルの成長会計分析を試み、経済全体のTFP（技術進歩）を計測した⁴。その結果、TFPは、労働分

2 渡辺・加藤・白砂・文 [1999]、p.52参照。

3 この場合の稼働率は、現実のGDPと生産関数の推定から計測した潜在GDPとの比率によって推計されている。

4 中兼 [1999]、p.97表3-8を参照。

配率を0.4と仮定した場合には、改革以前の1970～78年で年平均 -0.5% 、改革後の78～95年で年平均 2.9% 、0.6と仮定した場合には、70～78年で年平均 0.9% 、78～95年で年平均 4.2% となっている。すなわち、改革前のTFPの伸びがほとんどゼロであるのに対して、改革後は $2.9\sim 4.2\%$ の伸びを示し、それはGDP成長率の $30\sim 42\%$ に達している。ちなみに、1990～95年では年平均 6.9% （労働分配率 $=0.6$ のケース）となっており、78年以後を対象とした場合において、最も高い値になっている。中兼は、こうした改革後のTFPの伸びが何に起因するのか（①純粋な技術進歩、あるいは②経済効率性の改善）、現状で判断するのは難しいとしている。

王・斉・江崎〔2002〕は、中国の実質産業連関表データを使用して、総生産、中間投入財、労働、資本についての価格変化率を推計し、個々の産業部門ごとに技術進歩を計測した。その結果、1987～92年を前期、1992～97年を後期とした場合、製造業部門においては、軽工業と重工業の双方の部門において、前期から後期にかけて技術進歩の成長率が大きく上昇していることが確認された。そして、中国で近年加速しているインフレーションの原因は、サービス産業やエネルギー産業部門の技術進歩の成長率が緩慢であることに起因する結論を提示した。

2. 研究の課題

先行研究において多用されているように、成長会計分析により中国の技術進歩を計測する場合最大の問題となるのは、資本ストックの正確な推計値をえることである。とくに、製造業の各産業の資本ストックに関する初期値の公表データをえることは、現状においては不可能に近い。仮に、PI法によって設備投資の公表データから資本ストックの初期値を推計することを考えた場合でも、推計に必要とされる製造業の個別産業の減価償却率をえることは困難であり、推計結果に誤差を含んでしまう可能性がある。また、仮に資本ストックのデータがえられたとしても、各産業ごとの稼働率を考慮して調整しなければ、技術進歩の計測値に誤差を含むことになる。しかしながら、長期間で利用可能な製造業の稼働率のデータは、中国には存在しない。さらに、労働力についても、製造業における労働時間や努力水準を示すデータを中国でえることは困難であるため、技術進歩を計測する際に、労働についても資本ストックと同様な問題が発生する⁵。

そこで本研究においては、Basuが考案した生産関数を採用する。Basuの方法

を用いると、付加価値デフレーター、中間投入財デフレーター、および中間投入財の総額のデータが存在するだけで、容易に規模の経済と稼働率を調整した「真の技術進歩」を計測することができる。よって、労働力や資本ストックの数量データを必要としないことから、中国のようなデータの整備が遅れている発展途上国を対象とした研究にこの方法を使用するメリットはきわめて大きい。また、「真の技術進歩」の計測とあわせて規模の経済を示すパラメータの推定を通じて、中国製造業における競争構造についても確認することが可能となる⁶。

3. 分析方法とデータ

3.1 分析方法⁷

まず、中間投入財を含むグロス（粗）の生産関数を以下のように定義する。

$$Y_i = F(ZK_i, CL_i, M_i, T_i) \quad (1)$$

Y : 総生産、 K : 資本ストック、 L : 労働力、 M : 中間投入財、 Z : 資本の稼働率、 C : 労働の稼働率、 T : 技術水準、 i : 個別生産主体

例えば、技術進歩をソロー残差によって計測するためには、(1)の生産関数から以下のような変化分で示される式を導出して使用する⁸。

5 成長会計方式で計測された技術進歩には、規模の経済が含まれることから、それを調整する必要がある。しかしながら、中国を対象として技術進歩と同時に規模の経済を計測した研究はほとんど存在しない。規模の経済を考慮しない場合、前述した資本ストックと労働の稼働率の問題とあわせて、計測された技術進歩が「真の技術進歩」を示しているとはいいがたい。資本と労働の稼働率については、フィリピンの製造業を対象とした Yamagata [2000] のように、労働時間と資本の稼働率が比例的に変化するとみなして調整する方法もあるが、中国においては、製造業部門の各産業ごとの労働時間を示すデータをえるのはほとんど困難である。

6 中国においては、SNA 体系による産業連関表名目表が1987年版から3年おきに公刊されている。また、名目表とあわせて、1990年価格基準による実質表の作成も1995年版まで進められている。そのため、製造業の19部門それぞれについて、総生産、中間投入財、および付加価値の価格デフレーターを計測できることから、Basu の方法によって、製造業部門の「真の技術進歩」の推計が可能となる。

7 以下の式の展開は、Basu による。また、吉川 [2000] にも、Basu の提示したモデルについて詳しい説明がある。

8 なお、以下の式中で、(1) の総生産、生産要素、稼働率は、対数変換され小文字で表される。

$$\Delta y = \gamma \Delta x_i + \gamma \Delta u_i + \Delta t_i \quad (2)$$

ただし、

$$\Delta x_i = [\alpha_i^k \Delta k_i + \alpha_i^l \Delta l_i + (1 - \alpha_i^k - \alpha_i^l) \Delta m_i] \quad (3)$$

$$\Delta u_i = [\alpha_i^k \Delta z_i + \alpha_i^l c_i] \quad (4)$$

Δ ：変化分、 γ ：規模の経済、 α_i^k ：資本のコストシェア、 α_i^l ：労働のコストシェア

(2)において、 $\gamma = 1$ であるとき、 Δt はソロー残差として導出される技術進歩を示す。中国のような発展途上国の場合、正確な資本、労働と資本のコストシェア、および資本や労働の稼働率のデータを個別産業ごとに与えることはきわめて困難であり、不正確なデータを使用して Δt の計測を行うと、信頼しうる結果を与えることはむずかしい。

そこで Basu は、総生産が、資本ストックと労働力の投入によってえられた付加価値 V と、中間投入財の組み合わせによってえられると仮定した。この場合、(1)の生産関数は、以下のように示すことができる。

$$Y_i = T_i G(V(Z_i K_i, C_i L_i), H(M_i)) \quad (5)$$

V と H が規模に関して収穫一定であると仮定し、(5)を対数変換すると、費用最小化の1階条件から、以下の式を導出することができる。

$$\Delta v_i = \Delta m_i - \sigma (\Delta p_i^v - \Delta p_i^m) \quad (6)$$

v ：付加価値、 σ ：付加価値と中間投入財の代替弾力性、 p_i^v ：付加価値価格、 p_i^m ：中間投入財価格

一方、 Δv_i は以下のように示すことができる。

$$\Delta v_i = \frac{\alpha_i^k (\Delta k_i + \Delta z_i) + \alpha_i^l (\Delta l_i + \Delta c_i)}{\alpha_i^k + \alpha_i^l} \quad (7)$$

また、(6)と(7)より、以下の式が成立する。

$$\alpha_i^k(\Delta k_i + \Delta z_i) + \alpha_i^l(\Delta l_i + \Delta c_i) = (\alpha_i^k + \alpha_i^l) \Delta m_i - \sigma(\alpha_i^k + \alpha_i^l) (\Delta p_i^v - \Delta p_i^m) \quad (8)$$

(8)を(2)へ代入し、整理すると以下の式がえられる。

$$\Delta y = \gamma[\Delta m_i - \sigma(\alpha_i^l + \alpha_i^k) (\Delta p_i^v - p_i^m)] + \Delta t_i \quad (9)$$

(9)において、規模の経済を示す γ の推定値が、

$$\gamma > 1, \quad \gamma = 1, \quad \gamma < 1 \quad (10)$$

のようになるとき、それぞれ、規模に関して収穫逓増、規模に関して収穫一定、規模に関して収穫逓減の状態が中国製造業において成立していることになる⁹。

また、(9)の Δt が技術進歩を示すことになるが、この場合 Δt は、規模の経済や稼働率の影響を含まない、いわば「真の技術進歩」を意味する。加えて、(9)は、右辺の数量データが中間投入財のみであるために、労働や資本の質の影響も Δt には含まれないので、より正確な「真の技術進歩」に接近することが可能である。推定に際して、

$$\alpha_i^l + \alpha_i^k = \frac{V}{Y} \quad (11)$$

の関係が成立していると仮定すれば、労働と資本のコストシェアを計測することなく、(9)のパラメータを推定することができる。また、付加価値と中間投入財の代替弾力性の大きさを示す σ の値を外生的に与えれば、推定するパラメータの数を節約することも可能となる。

ただし、この方法の場合、資本と労働のコストの合計額が付加価値に等しいと仮定していることを意味しており、中間投入財価格が競争的に与えられるならば、

9 Basu and Fernald [1997] は、中間投入財を含む生産関数を仮定して、アメリカにおけるマクロセクターの規模の経済を計測した結果、規模に関して収穫一定となることを確認している。

総生産ベースにおいても、総費用＝総収入となるので、 γ の推定結果は1となることが要求される。もちろん、資本サービス価格を計測して、資本コストを推計し、労働のコストと合計して資本と労働のコストシェアを計測する方法が最も正しい方法であるが、中国のようなデータ制約の強い国を対象とする場合、個別産業ごとに正確な資本サービス価格を計測することは困難である。

そのため、(11)が成立していると仮定したケースの推定結果の robustness を確認するために、 $(\alpha_i^l + \alpha_i^k)$ をパラメータに含めた推定もあわせて行う。この場合、 $(\alpha_i^l + \alpha_i^k)$ は、説明変数ではなく、製造業部門の各産業に共通なパラメータに含まれる形で推定されることになる。また、観察される付加価値と中間投入財の価格の変化率が真の価格変化率を捉えられていない場合を考慮して、推定されたパラメータの値にそのバイアスが含まれるような推定もあわせて行う¹⁰。

推定に際しては、誤差項と説明変数の相関を考慮して、操作変数法を使用するのが一般的であるが、中国についての適切な操作変数を現時点で選択することが困難である。そのため、次善の方法として、パネル分析の推定方法を採用する。これは将来、適切な操作変数を使用した分析を展開するまでの経過的な措置である。その際、Hausman 検定の結果、Fixed Effect（固定効果）モデルの推定結果が採用された場合、定数項は推定されないこととなり、技術進歩は(9)に実際の数値を当てはめた結果の残差として表される。一方、同検定により Random Effect（変量効果）モデルの推定結果が採用された場合、技術進歩のうち、各産業に共通な部分が定数項として、それ以外の部分が残差として表される。

以上の結果をまとめると、パネル分析によって推定されるモデルは以下の6つとなる。

$\sigma = 0$ のケース

$$[1] \quad \Delta y = \gamma \Delta m_i + \Delta t_i$$

$\sigma = 1$ のケース

$$[2] \quad \Delta y = \gamma [\Delta m_i - (\alpha_i^l + \alpha_i^k) (\Delta p_i^v - \Delta p_i^m)] + \Delta t_i$$

σ を含めた推定を行うケース

10 Basu、p.736(9)、本文中の推定式 [4] を参照。

$$[3] \quad \Delta y = \gamma[\Delta m_i - \sigma(\alpha_i^l + \alpha_i^k)(\Delta p_i^v - \Delta p_i^m)] + \Delta t_i$$

真の価格変化率＝現実の価格変化率×バイアス(β)のケース

$$(\Delta p_i^{v*} = \Delta p_i^v \cdot \beta_v, \Delta p_i^{m*} = \Delta p_i^m \cdot \beta_m)$$

$$[4] \quad \Delta y = \gamma[\Delta m_i - \sigma\beta_v(\alpha_i^l + \alpha_i^k)\Delta p_i^v + \sigma\beta_m(\alpha_i^l + \alpha_i^k)\Delta p_i^m] + \Delta t_i$$

[5] [3] の $(\alpha_i^l + \alpha_i^k)$ がパラメータに含まるモデル

[6] [4] の $(\alpha_i^l + \alpha_i^k)$ がパラメータに含まれるモデル

3.2 データ

本研究に使用される総生産、中間投入財の変化率は、李・薛 [1998] によって作成された『中国投入産出表』の実質表（1990年不変価格表示）からえられる実質総生産、実質中間投入財の年平均変化率である。また、中間投入財価格、付加価値価格の変化率については、各年の『中国投入産出表』からえられる名目総生産額、名目付加価値額を、李・薛 [1998] によって作成された『中国投入産出表』からえられる実質総生産額、実質付加価値額でデフレートして求めた、それぞれの価格指数の年平均変化率を用いる¹¹。

中国製造業19部門を対象に名目値と実質値がえられるのは、1987年、90年、92年、95年であり、推定に使用される年平均変化率は、1987～90年、1990～92年、1992～95年の3期間になる。したがって、本研究の観測数は、19部門×3期間＝57個となる。

本研究のように、製造業の個別産業（19部門）の各パラメータが同一であると仮定することは、個別産業の技術が同質的であると仮定することを意味しており、やや強い仮定といえる。そのため、将来、個別産業ごとの長期間にわたるデータや企業別のマイクロ・データをえることが可能となった際には、本研究のような aggregate された分析と比較研究を行うことが重要である。

11 李・薛 [1998] は、その基準となる各年の名目表について、公刊データの修正を行っている。公刊データをそのまま使用すれば若干の誤差が生じるが、李・薛により修正された名目表についての情報がえられないため、本研究では、公刊データの数値を修正せずにそのまま使用した。

4. 分析結果

4.1 Basu の生産関数の推定結果

表1は、[1] ～ [4] の推定結果あり、上段は Fixed Effect (固定効果) モデル、下段は Random Effect (変量効果) モデルの結果である。表1の推定結果からえられる観察事実を整理すると、以下のようになる。

表1 生産関数の推定結果(1)

Fixed Effect モデル				
	[1]	[2]	[3]	[4]
Δm	1.0080 [16.1992]		0.9909 [28.4739]	0.9762 [27.6466]
$\Delta m - (\alpha^l + \alpha^k)(\Delta p^v - \Delta p^m)$		0.9758 [30.2733]		
$(\alpha^l + \alpha^k)(\Delta p^v - \Delta p^m)$			-0.8740 [-9.0920]	
$(\alpha^l + \alpha^k)\Delta p^v$				-0.8448 [-8.8060]
$(\alpha^l + \alpha^k)\Delta p^m$				0.2661 [0.6745]
自由度修正済決定係数	0.9130	0.9727	0.9729	0.9740
Random Effectモデル				
	[1]	[2]	[3]	[4]
Δt (定数項)	0.0073 [0.7631]	-0.0104 [-1.9736]	-0.0102 [-1.9814]	0.0087 [0.9367]
Δm	1.0186 [21.7792]		1.0013 [40.6488]	0.9854 [40.4635]
$\Delta m - (\alpha^l + \alpha^k)(\Delta p^v - \Delta p^m)$		0.9873 [42.4978]		
$(\alpha^l + \alpha^k)(\Delta p^v - \Delta p^m)$			-0.8805 [-11.8289]	
$(\alpha^l + \alpha^k)\Delta p^v$				-0.8147 [-10.6933]
$(\alpha^l + \alpha^k)\Delta p^m$				0.8147 [10.6933]
自由度修正済決定係数	0.8986	0.9708	0.9715	0.9738
P値	0.7967	0.6053	0.9058	0.9341

注) []内の数値は t 値である。

表2 生産関数の推定結果(2)

Fixed Effect モデル		
	[5]	[6]
Δm	0.9831 [27.4363]	0.9752 [24.9418]
$\Delta p^v - \Delta p^m$	-0.2595 [-8.73446]	
Δp^v		-0.2578 [-8.5438]
Δp^m		0.179 [1.1775]
自由度修正済決定係数	0.971349	0.97077
Random Effectモデル		
	[5]	[6]
Δt (定数項)	-0.0099 [-1.7260]	0.004 [0.4241]
Δm	1.0023 [37.4122]	0.9890 [35.2285]
$\Delta p^v - \Delta p^m$	-0.2539 [-10.6825]	
Δp^v		-0.2419 [-9.7893]
Δp^m		0.0948 [0.8712]
自由度修正済決定係数	0.9668	0.9678
P値	0.7053	0.574

- (1) Hausman 検定の結果、[1] については棄却域を75%、[2] については棄却域を60%、[3] と [4] については棄却域を90%以上としても、特定化の誤りが存在しないという帰無仮説を棄却することができない。よって、すべてのケースで Random Effect モデルが採用される。
- (2) すべての推定式において、規模の経済を示すパラメータ γ は、約0.99 ~ 1.02 の範囲の値をとり、 t 値は1%水準ですべて有意である。
- (3) 技術進歩を示すパラメータ Δt は、Random Effect モデルの [2] と [3] のみ t 値が10%水準で有意であり、双方の結果とも約-0.01 (すなわち約-1%) となっている。
- (4) 自由度修正済決定係数は、すべてのケースにおいて約0.90 ~ 0.97の範囲の値

をとり、良好なフィットを示している。

- (5) 代替の弾力性 σ の推定値は、Random Effect モデルの [3] において、約0.88 となっており、付加価値と中間投入財は代替的であるという結果がえられる。ちなみに、Basu がアメリカ製造業で採用した $\sigma = 0.7$ の値よりはやや大きな値となっている。

さて、上記の(2)は、中国製造業が規模に関して収穫一定であることを示しており、(11)の仮定を満たす結果となっている。表2は、この結果を確認するため、 $(\alpha' + \alpha'')$ を未知のパラメータに含んだ [5] と [6] を Fixed Effect モデルと Random Effect モデルを用いて推定した結果である。表2においても、すべてのケースで Random Effect モデルが採用される。

表2の Random Effect モデルにおける γ の値 (Δm の係数) は、[5]、[6] とともに 1 % 水準で有意であり、かつほぼ 1 となっている。また、全産業（製造業19部門）共通の技術進歩を示す定数項 Δt の値は、[5] が 10 % 水準で有意で、その値も約 - 1 % となっており、表1の結果とほぼ同じ結果となっている。よって、付加価値比率についての仮定 ((11)式) にかかわらず、規模の経済のパラメータがほぼ 1 になることがわかる。あわせて、 $\gamma = 1$ の制約条件を F 統計量によって検定してみると、 $F = 0.0051$ となり、 F 分布の有意水準 5 % の臨界値を越えないために、制約条件は棄却されない。以上の結果より、中国製造業において、規模に関して収穫一定であることが確認された。

さて、「規模に関して収穫一定」が成立していることは、中国製造業の市場構造が競争的であることを示唆しており、非常に興味深い結果である。この結果の妥当性を確認するために、中国以外の地域を対象とした最近の主な研究結果と比較してみよう。

Basu の 1953 ～ 84 年のアメリカ製造業を対象とした推定結果は、 $\gamma = 0.75 \sim 0.86$ であり、本研究の推定結果の方がやや高い値となっている。また、アメリカと日本の 1961 ～ 84 年の製造業の個別産業ごとに、それぞれ規模の経済を計測した Vecchi [2000] の結果は、アメリカの平均値が 0.93、日本の平均値が 0.66 となっている。一方、日本、台湾、韓国、フィリピンの各地域について、製造業の個別産業ごとに、規模の経済を計測した山形 [2000] は、その単純平均値が、1971 ～ 95 年の日本では 0.596、1982 ～ 96 年の台湾では 0.663、1972 ～ 94 年の韓国では 0.72、1958 ～ 80 年のフィリピンでは 1.265 となっている。ただし、フィリピンに関しては、有意に $\gamma > 1$ 以上と推定されている個別産業は存在しない。

以上の先行研究において、多くの地域で γ の値は $0.6 < \gamma < 1$ となっており、われわれの中国の計測結果はこれらの先行研究の結果と大きくは乖離しない結果となっている。この結果は、中国製造業の技術進歩に対して、規模の経済が影響を与えないことを示唆している。収穫一定を仮定した成長会計分析によって導出されたソロー残差は、実際に規模の経済が存在している場合、その部分を含んでしまうことになり、「真の技術進歩」を過大推計してしまう可能性がある。しかしながら、中国製造業においては、規模の経済は存在せず、したがって、ソロー残差によって技術進歩が導出された場合にも、規模の経済の影響は小さいと考えられる。

4.2 技術進歩の計測結果

それでは、中国製造業の「真の技術進歩」はどのような値となっているのだろうか？。「真の技術進歩」において、製造業の個別産業に共通な技術進歩を意味する部分は、[1] ～ [6] の定数項として推定されるが、有意な推定結果においてはすべて約 -1% となっており、小さな負の値となっている。これは、中国製造業の個別産業に共通な技術進歩はマイナスの値をとり、わずかではあるが、成長の低下要因になっていることを意味する。

一方、「真の技術進歩」のうち、個別産業固有の技術進歩は、実際値を推定された生産関数に代入したときの残差として計測することができる。[1] ～ [6] の推定結果の中で、推定されたパラメータがすべて有意であり、良好なフィットを示すのは、[2] と [3] である。ここで、 $\sigma = 1$ の制約条件を F 統計量によって検定してみると、 $F = 2.3197$ となり、 F 分布の有意水準 5% の臨界値を越えないために、制約条件は棄却されない。したがって、われわれが技術進歩の計測に用いる生産関数は、 $\sigma = 1$ の制約をつけたモデル [2]（表1、Random Effect モデル）による推定結果を採用したい。

表3は、個別産業固有の技術進歩の計測結果である。残差として推定された技術進歩は、製造業平均で年平均 -0.7% （87～90年）、 -0.4% （90～92年）、 1.1% （92～95年）と徐々に大きくはなっているが、非常に小さな値である。1992～95年の結果についても、定数項で示される全産業に共通な技術進歩の値（[2]のRandom Effect モデルの推定結果： -1.04% ）と合計すると、製造業平均で技術進歩は、ほとんどゼロに等しい値となる。しかしながら、なかには1992～95年の期間において食料品 5.7% 、電子・通信機械 3.2% のように、高い技術進歩を示

表3 製造業の個別産業の技術進歩（年率）

（単位：年率％）

番号	産 業	1987～90年	1990～92年	1992～95年
1	食料品	1.69	-0.19	5.70
2	繊維	0.15	-0.70	0.45
3	アパレル・皮革	0.13	-1.67	1.61
4	木材・家具	0.20	-1.76	2.63
5	製紙・文化教育用品	-0.43	-0.78	0.04
6	電力・スチーム・温水	-6.00	2.23	2.37
7	石油加工	-2.34	-5.14	1.12
8	コークス・ガス・石炭	3.57	-0.75	-3.46
9	化学	-0.10	-0.01	0.09
10	建築材料・非金属	-1.36	0.43	0.31
11	1次金属	-1.84	2.74	0.60
12	金属製品	-0.18	-2.65	1.16
13	機械修理	-0.76	-0.38	0.69
14	輸送用設備	0.35	0.78	0.11
15	電気機械	0.24	-0.09	0.92
16	電子・通信機械	-1.78	0.44	3.20
17	器具・メーター・その他 計測機械	-2.95	1.24	0.19
18	機械修理	-1.12	-1.61	2.73
19	その他工業	-0.91	0.03	1.16
	平均値	-0.71	-0.41	1.14

す産業も存在する。

5. 結論

- (1) 本研究では、中国産業連関表から作成した製造業部門のパネル・データ（1987～95年）を使用して、Basu が提示した生産関数の推定を行い、良好な推定結果がえられた。なお、われわれが Basu の生産関数を採用した理由は、①中国製造業における生産要素の稼働率データの欠如、②資本推計の困難等を克服し、「真の技術進歩」を計測するためである。
- (2) われわれの生産関数の推定結果から、中国製造業が規模に関して収穫一定であることが確認された。また、中国以外の地域を対象とした多くの研究が、製造業の発展を収穫逓減か収穫一定であるとしている点で、本研究の結果はそれら先行研究とほぼ同様の結論となった。このことは、研究期間において、中国製造業の発展構造が競争的であることを示唆している。中国政府による社会主義から資本主義への体制移行を遂行するための諸改革が、製造業の市場環境をより競争的な方向へと押し進めたと考えられる。
- (3) 技術進歩の値については、全産業に共通な部分は－1%（年率：1987～95年）となっており、先行研究を大きく下回る結果となった¹²。この結果は、中国製造業の1987～95年の発展が強く「投入依存型」であることを意味する。また、個別産業の技術進歩は、製造業平均でみた場合1987年以降、年率で－0.7%（1987～90年）、－0.4%（90～92年）、1.1%（92～95年）と、わずかながら上昇トレンドを示しており、先行研究に近い傾向が観察された。一方、1992～95年の期間において、食料品5.7%、電子・通信機械3.2%のように、高い技術進歩を示す産業部門もあった。
- (4) 中国製造業における全産業共通の技術進歩がマイナスであるということは、新規に導入された制度や設備、技術等のシステムが生産過程において有効に機

12 この相違は、われわれの使用した生産関数が先行研究と異なるタイプであることから生じた可能性があり、今後、中国製造業のデータの精度が向上していく過程で、先行研究と同じタイプの生産関数を使用した研究を行い、本研究の結果と比較検討する必要があると考えられる。

13 新技術導入による「学習過程」は、生産性と所得分配に大きな影響を与えと考えられる。「学習過程」についての理論モデルとアメリカを対象としたシュミレーション分析の結果については、Greenwood and Yorukoglu [1997] を参照。

能していくための「学習過程」を反映した結果であり、現状ではそれらのシステムの潜在的な可能性が十分に発揮されていないとわれわれは考える¹³。ただし、そのような「学習過程」の存在を明確に示すためには、中国を対象としたより長期間に及ぶ研究を試みると同時に、他の発展途上国や1970年代以前の日本においても普遍的にみられる現象であるか否かを確認することが必要であり、今後の残された課題としたい。

参考文献リスト

日本語文献

- 江崎光男・孫林 [1998] 「中国経済の成長会計分析 (1981 ～ 95年)」『国際開発フォーラム』 10, pp.1-15.
- 大塚啓二郎・劉徳強・村上直樹 [1995] 『中国のミクロ経済改革』 日本経済新聞社.
- 王飛・斉舒暢・江崎光男 [2002] 「中国経済の産業別生産性とコスト分析」『経済科学』 50巻 1号, pp.45-64.
- 加藤弘之・陳光輝 [2002] 『東アジア長期経済統計(12) 中国』 勁草書房.
- 中兼和津次 [1999] 『中国経済発展論』 有斐閣.
- 南亮進・牧野文夫編 [1999] 『大国への試練：転換期の中国経済』 日本評論社.
- 山形辰史 [2000] 「東・東南アジア諸国製造業の規模の経済とビジネス・サイクル」『アジア経済』 41巻 5号, pp.56-84.
- 吉川洋 [2000] 『現代マクロ経済学』 創文社.
- 渡辺利夫・加藤弘之・白砂堤津耶・文大字 [1999] 『図説中国経済 第二版』 日本評論社.

英語文献

- Basu, Susanto [1996] "Procyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilization?," *Quarterly Journal of Economics*, 111(3), pp.719-751.
- Basu, Susanto and Fernald, John G [1997] "Returns to Scale in U.S. Production: Estimates and Implications," *Journal of Political Economy*, 105 (29), pp. 249-283.
- Ezaki, Mitsuo and Sun, Lin [1999] "Growth Accounting of China for National, Regional and Provincial Economies: 1981-1995," *Asian Economic Journal*, 13(1), pp.39-72.

- Greenwood, Jeremy and Yorukoglu, Mehmet [1997] “1974,” *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 46, pp.49-95.
- Hayami, Yujiro and Ogasawara, Junichi [1999] “Changes in the Sources of Modern Economic Growth: Japan Compared with the United States,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 13(1), pp.1-21.
- Kim, Jong-Il and Lau, Lawrence J [1994] “The Sources of Economic Growth of the East Asian Newly Industrialized Countries,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 8 (3), pp.235-271.
- Krugman, Paul [1994] “The Myth of Asias Miracle,” *Foreign Affairs*, 73, pp.62-68.
- Vecchi, Michela [2000] “Increasing Returns, Labour Utilization and Externalities: Procyclical Productivity in the United States and Japan,” *Economica*, 67(266), pp. 229-44.
- Yamagata, Tatsufumi [2000] “Procyclical Productivity and Returns-to-Scale in Philippine Manufacturing,” *Asian Economic Journal*, 14(4), pp.389-414.

中国語文献・資料

- 李強，薛天棟主編 [1998] 『中国經濟發展部門分析兼新編可比價投入產出序列表』中国統計出版社。
- 中国國家統計局國民經濟平衡統計司編（1991）『1987年度中国投入產出表』中国統計出版社。
- 中国國家統計局國民經濟平衡統計司編（1993）『1990年度中国投入產出表』中国統計出版社。
- 中国國家統計局國民經濟平衡統計司編（1996）『1992年度中国投入產出表』中国統計出版社。
- 中国國家統計局國民經濟平衡統計司編（1997）『1995年度中国投入產出表』中国統計出版社。